

L'effet à long terme de la vie reproductive sur la mortalité des femmes en milieu rural sénégalais

DUTHÉ Géraldine*
PISON Gilles*
DELAUNAY Valérie**
DOUILLOT Laetitia**

■ Résumé

En Afrique subsaharienne, peu de données existent pour étudier la mortalité des personnes âgées. Ainsi, les effets à long terme de la vie reproductive sur la mortalité des femmes africaines sont peu connus. Pour cette étude, nous nous intéressons aux différences de mortalité parmi les femmes âgées entre 50 et 70 ans et suivies entre 1985 et 2011 dans trois zones rurales du Sénégal. Les résultats révèlent des différences selon l'âge au premier et au dernier accouchement mais aussi selon la descendance, et notamment selon le sexe des enfants qui ont survécu jusque l'âge de 5 ans. Dans les trois sites, le fait d'avoir eu des garçons a un effet protecteur sur la mortalité des femmes après 50 ans. Dans des sociétés virilocalles, les facteurs sociaux sont probablement très influents. Ces résultats ouvrent des pistes de recherche intéressantes sur la question de la prise en charge des personnes âgées.

■ Abstract

Population ageing in sub-Saharan Africa raises new concerns about mature adult mortality structures and differentials, but little is known in this region due to the lack of data. This study examines the long term effects of reproductive history on female mortality in three local rural areas in Senegal where population have been followed up for decades. We study mortality differentials according to the past reproductive history for females aged between 50 and 70 in the period 1985-2011. We find that age at first and last deliveries impact mortality levels, as well as the number of children. Looking at the sex of the children and their vital status at age 5, having boys appears to be more protective than having girls. In virilocal societies, social factors probably have a strong impact. This result opens future research avenues on the issue of the care of the elderly.

Introduction

La santé des personnes âgées en Afrique est peu connue et les recherches dans ce domaine, récentes. L'estimation des niveaux et des tendances de la mortalité est difficile en raison du manque de sources de données démographiques et sanitaires dans cette région du monde pour cette population (Duthé *et al.* 2010). La mortalité différentielle aux âges élevés est un champ de recherche très peu exploré. Pour les femmes en âge de procréer, on connaît les risques associés à la grossesse et aux suites de

* Institut national d'études démographiques (INED)

** Institut de recherche pour le développement (IRD)

couches : un nombre limité d'enfants, des grossesses espacées et réduites à certains âges sont favorables à la santé des enfants et des mères (Rutstein 2000, Unicef *et al.* 2002). Néanmoins, en dehors de la mortalité maternelle, l'effet indirect de la grossesse sur la santé des femmes en âge de procréer reste difficile à estimer (Khlal et Ronsmans 2000, Ronsmans *et al.* 2001). À plus long terme, l'expérience de la maternité joue sur les causes probables de décès : les cancers du sein sont ainsi moins nombreux chez les femmes ayant eu des enfants (Kelsey *et al.* 1993), les maladies cardiovasculaires plus élevées chez les femmes en ayant eu beaucoup (Ness *et al.* 1994, Lawlor *et al.* 2003). Le syndrome de déplétion maternelle¹ diminuerait le capital santé des femmes au fur et à mesure des grossesses (Winkvist *et al.* 1992) mais son effet sur la mortalité n'est pas vérifiée (Menken *et al.* 2003). En amont, la santé des mères intervient dans leur capacité à procréer. À l'inverse, lorsque l'on s'intéresse à la mortalité passée la période reproductive, on élimine a fortiori toutes les femmes décédées à cause d'une grossesse ou d'un accouchement. Cet effet de sélection est d'autant plus important que la mortalité maternelle est élevée comme c'est le cas en milieu rural africain. Avoir des enfants est aussi reconnu comme étant un facteur protecteur indirect par l'adoption de comportements plus préventifs et l'évitement de comportements à risque (Kravdal 1995). À l'inverse, le fait d'être parent est un facteur de stress et peut aussi diminuer le niveau de vie des ménages (D'Elio *et al.* 1997, Evenson et Simon 2005). Enfin, quand les enfants grandissent et deviennent adultes, ils peuvent avoir un effet « protecteur » sur la santé de leur mère en contribuant à améliorer ses conditions de vie ou en la prenant en charge (Wolff, 1994) ; cet effet pouvant être différent selon le sexe de l'enfant (Rahman, 2000). Le sexe de l'enfant aurait aussi un impact biologique ou physiologique sur la santé de la mère (Harrel *et al.* 2008, Helle et Lummaa, 2012).

Vivre des grossesses et avoir des enfants peut donc produire (ou être induit par) des effets contradictoires tantôt positifs (meilleure santé au départ, plus grande protection contre certaines maladies, soutien des enfants, comportements de prévention et de recours aux soins), tantôt négatifs (stress, risques pathologiques, baisse du niveau de vie, santé fragilisée par les grossesses). La plupart des études qui ont été menées dans les pays développés montrent que les niveaux de mortalité sont plus élevés pour les femmes n'ayant pas eu d'enfants, ou au contraire qui en ont eu beaucoup ; les femmes ayant commencé jeunes leur vie reproductive connaîtraient aussi des risques plus élevés par rapport à celles qui ont des enfants relativement tard (Smith *et al.* 2002). Mais toutes les études n'aboutissent pas à ces conclusions (Grundy et Gravdal 2008) et, du fait du manque de données, il est difficile de dégager un modèle pour les populations dans les pays les moins développés. L'effet de la fécondité sur la mortalité des femmes après leur vie reproductive pourrait différer selon les populations (Hurt *et al.* 2004, 2006).

Dans les pays où les statistiques classiques sont déficientes, les sites de suivi démographique (SSD), qui s'appuient sur des enquêtes à passages répétés faisant suite à un recensement initial, permettent de recueillir les événements démographiques qui surviennent au sein d'une population délimitée localement. Bien que non représentatifs au niveau national, ces sites contribuent à une meilleure connaissance démographique, grâce à la précision de la mesure et à la complétude des phénomènes démographiques étudiés. Dans cet article, nous exploitons les données de trois sites de suivi démographique situés en milieu rural au Sénégal pour identifier l'influence du nombre d'enfants des femmes sur leur santé après la période reproductive.

¹ Hypothèse selon laquelle de brefs intervalles entre les naissances ne donnent pas à une mère suffisamment de temps pour reconstituer ses réserves nutritionnelles après l'accouchement et la période d'allaitement (Jelliffe et Jelliffe, 1978).

Présentation des trois populations rurales du Sénégal

Situées dans des régions différentes du Sénégal (carte 1), trois populations rurales font l'objet d'un suivi démographique et sanitaire : celles de Bandafassi (Pison *et al.* 2014), Mlomp (Pison *et al.* 2002) et Niakhar (Delaunay *et al.* 2013). La délimitation actuelle de la population suivie est la même depuis 1980 à Bandafassi, 1985 à Mlomp et 1983 à Niakhar. Après leur recensement, les villages ont été visités à intervalle régulier permettant de collecter les naissances, mariages, migrations et décès de leurs habitants. À Bandafassi et à Mlomp, les visites sont annuelles. À Niakhar, le rythme a varié mais il est actuellement trimestriel.

Carte 1. Localisation des trois sites ruraux du Sénégal



Au 1^{er} janvier 2012, le site de Bandafassi suivait 11 833 personnes, celui de Mlomp 8 293 personnes et celui de Niakhar 43 612 personnes. La composition ethnique est assez diversifiée à Bandafassi où vivent majoritairement des Peul, pour un quart des Bedik et moins de 20 % sont Malinké. La population est beaucoup plus homogène dans les deux autres sites : plus de neuf personnes sur dix sont Diola à Mlomp et Sérère à Niakhar. À Bandafassi et à Niakhar, la majorité des habitants est musulmane et une minorité, catholique ou animiste. À Mlomp, la plupart des habitants sont catholiques ou animistes. La polygamie est fréquente à Bandafassi comme à Niakhar, tandis qu'elle est rare à Mlomp.

Les habitants de ces trois zones rurales ne disposent ni de l'électricité ni de l'eau courante. Dans les trois sites, une partie de la population migre chaque année pendant la saison sèche, période de moindres travaux agricoles, pour travailler en ville ou dans d'autres régions du Sénégal. Ces migrations sont particulièrement fréquentes à Mlomp où elles concernent principalement les hommes adultes et les jeunes femmes célibataires.

À la fin des années 2000, la fécondité des femmes est encore élevée à Bandafassi et à Niakhar (plus de 6 enfants par femme), très caractéristique d'une zone rurale sénégalaise. À Mlomp en revanche, le nombre moyen d'enfants par femme est de 4 du fait d'une baisse récente de la fécondité. Ce niveau de fécondité est lié à un âge moyen à la première naissance vivante relativement tardif et des naissances espacées par la suite (Pison *et al.* 2001).

Les niveaux de mortalité sont assez différents dans les trois sites : l'espérance de vie observée sur la période 1985-2011 est de 51 ans à Bandafassi, 57 ans à Niakhar et 62 ans à Mlomp (tableau 1). L'épidémie de VIH/sida est restée à un niveau bas au Sénégal et notamment dans ces trois zones² et ne peut pas expliquer ces différences. Le plus faible niveau de mortalité observé à Mlomp est le résultat d'un grand nombre de programmes de santé ciblés sur la mère et l'enfant conduits depuis les années 1960 (Pison *et al.* 1993) : en plus d'un important dispositif de lutte contre le paludisme, la couverture vaccinale y est exceptionnelle³ et l'accouchement en maternité systématique. À l'inverse, l'assistance médicale à l'accouchement est encore minoritaire à Niakhar et rare à Bandafassi (Kanté et Pison 2010). Il en résulte que la mortalité des enfants est deux plus fois élevée à Bandafassi par rapport à Mlomp (tableau 1). La mortalité maternelle est aussi très élevée à Bandafassi, intermédiaire à Niakhar et relativement basse à Mlomp (Pison *et al.* 2000). Elle est actuellement estimée à environ 900 décès pour 100,000 naissances vivantes à Bandafassi (Kanté et Pison 2010), d'où un niveau de mortalité des femmes adultes relativement élevé dans ce site par rapport aux deux autres (tableau 1). La mortalité violente particulièrement importante observée chez les hommes de Mlomp (Guyavarch *et al.* 2010) explique un gradient un peu différent pour la mortalité adulte masculine, plus basse à Niakhar, par rapport aux deux autres sites.

Tableau 1. Niveaux de mortalité générale selon le sexe dans les trois sites en 1985-2011

	Bandafassi	Mlomp	Niakhar
Espérance de vie à la naissance (en années)	51	62	57
Mortalité avant 5 ans (${}_5q_0$ en ‰)	209	99	161
Mortalité adulte (${}_{45}q_{15}$ en ‰)			
Masculine	320	282	225
Féminine	268	165	250

Source : SSD de Bandafassi, Mlomp et Niakhar

Données et méthode

Source des données démographiques utilisées

Du fait des passages répétés, les dates des événements survenus durant le suivi sont bien renseignées. Les dates de décès sont précises, ainsi que les âges au décès pour les générations nées

² Au Sénégal, seulement 0,7 % des adultes de 15-49 ans seraient séropositifs en 2005 (Ndiaye et Ayad, 2006) et à la fin des années 1990, la prévalence était respectivement de 0,0 %, 0,8 %, 0,3 % à Bandafassi, Mlomp et Niakhar (Diop *et al.*, 2000 ; Lagarde *et al.*, 2003).

³ À Mlomp, 98 % des enfants étaient totalement vaccinés à 18 mois pendant la période 1995-1999 (Duthé, 2006).

après le recensement : les naissances, enregistrées durant le suivi, étant correctement datées. Pour les individus déjà présents au moment du recensement initial, leur date de naissance a été déterminée au vu des âges déclarés à ce moment-là, elle est donc moins précise. Il en est de même pour les personnes entrées dans la population par immigration. Les déclarations d'âge sont en effet souvent entachées de biais en Afrique subsaharienne, en particulier pour les générations les plus anciennes, dont la plupart des membres n'ont pas été déclarés à l'état civil lors de leur naissance. Dans les trois sites, un important travail de correction des âges déclarés a cependant été effectué au moment des recensements initiaux pour limiter les biais. Toutes les sources disponibles localement ont été mobilisées pour estimer au mieux l'âge des personnes recensées (recensements administratifs, registres de maternités, registres de pesée). Les âges ont également été déterminés à partir des informations sur les âges relatifs, grâce au classement par rang d'âge de tous les individus d'un même village (Pison, 1982). Au total, les âges des individus suivis sont donc connus avec une précision inhabituelle pour des populations rurales d'Afrique. Les dates de naissance des personnes très âgées au moment de leur recensement demeurent néanmoins de moins bonne qualité (Duthé *et al.* 2010).

Concernant les informations sur l'ensemble des grossesses et accouchements des femmes, les événements collectés durant le suivi sont complétés, le cas échéant, par leur histoire génésique recueillie au moment de leur recensement, soit au recensement initial de la population, soit à la suite d'une migration dans la zone. La qualité des informations relatives aux accouchements des femmes diminue avec l'ancienneté de ces événements par rapport au moment où l'information est collectée. À Niakhar, un premier recensement avait été réalisé en 1962 auprès d'une partie de la population⁴. À Bandafassi, une partie de la population est recensée depuis 1970⁵. À Mlomp où le suivi est le plus récent, les femmes accouchent en maternité depuis la fin des années 1960 et un registre des accouchements a pu y être consulté. Pour les trois sites, on dispose donc de données d'une relativement bonne qualité pour une grande partie des femmes suivies. Cependant, cette qualité varie selon l'issue de la grossesse, les fausses couches sont probablement très mal reportées. Les mort-nés et dans une moindre mesure les enfants décédés précocement peuvent aussi être moins bien collectés.

Population étudiée

Pour étudier l'effet à long terme de la fécondité des femmes sur leur santé, nous considérons les femmes qui ont terminé leur vie féconde. Par convention, l'âge de 45 ans marque cette limite, mais certaines femmes plus âgées peuvent encore vivre des grossesses. Aussi, pour éviter toute possibilité d'interaction avec la mortalité maternelle, nous choisissons de considérer les femmes à partir de leur 50^e anniversaire. Comme l'âge ou l'histoire génésique des plus âgées sont moins bien connues, nous limitons l'observation de la mortalité à l'âge de 70 ans. Au total, nous considérons l'ensemble des femmes suivies dans le groupe d'âges 50-70 ans sur la période d'observation commune aux

⁴ Une première étude a commencé en 1962 portant sur 65 villages comptant alors 35 000 habitants au total. En 1969, la zone d'étude a été réduite à 8 villages totalisant près de 4 000 habitants. En 1983, cette zone a été agrandie et inclut depuis 30 villages.

⁵ Le suivi actuel de Bandafassi est issu de trois recensements successifs permettant d'intégrer à chaque fois un groupe ethnique : les Malinké ont été recensés en 1970, les Peul en 1975 et les Bedik en 1980.

trois sites, 1985-2011, soit 27 ans de suivi. À Niakhar, le système de collecte n'enregistre pas les histoires génésiques des femmes à leur entrée. Celle-ci n'est donc disponible que pour les femmes qui sont observées depuis leur première naissance. Les données les plus complètes concernent donc les villages suivis depuis 1962.

Présentation des variables

Les variables de fécondité considérées sont le nombre de naissances vivantes, les âges du premier et du dernier accouchement. Le nombre total d'accouchements n'est pas pris en compte du fait d'une sous-déclaration importante des fausses-couches et des mort-nés. Il reste de toute façon très fortement corrélé au nombre total de naissances vivantes.

L'état vital des enfants déjà nés lorsque leur mère est recensée est une information demandée à ces femmes au moment du recueil de leur histoire génésique. Dans le cas où l'enfant est décédé, l'âge est demandé mais celui-ci n'est pas toujours précisément reporté. On estime tout de même que l'état vital à 5 ans est connu pour la plupart des naissances vivantes enregistrées. Au-delà de cet âge, l'information est trop incomplète et imprécise pour les enfants qui n'ont pas été observés eux-mêmes (soit parce qu'ils sont décédés avant le recensement de leur mère, soit parce qu'ils ne vivent pas dans la zone). En outre, l'âge de 5 ans marque la limite entre un niveau élevé de mortalité et un niveau beaucoup plus faible : on suppose que la probabilité d'un enfant de 5 ans d'atteindre l'âge adulte reste donc relativement élevée.

Les naissances vivantes sont distinguées selon le sexe et l'état vital à l'âge de 5 ans afin de détecter un éventuel effet du sexe sur la mortalité et un effet social d'avoir des enfants ayant survécu à la forte mortalité des premières années de vie.

Méthode d'analyse

Les niveaux de mortalité sont calculés à l'aide de modèles de durée sur la période d'observation commune aux trois sites 1985-2011. Les différences de mortalité sont ensuite estimées par le modèle de Cox (Cox et Oakes, 1984). Ce modèle est semi-paramétrique : il ne pose pas de contrainte par rapport à la distribution des risques au cours du temps mais suppose que le rapport des risques reste proportionnel au cours du temps. Un test statistique basé sur les résidus de Schoenfeld permet de vérifier que le modèle est bien spécifié (Grambsch et Therneau, 1994 ; Hosmer *et al.* 2008).

Deux séries de modèles sont proposées, la première série tient compte du nombre de naissances vivantes, la seconde du sexe de l'enfant et de son statut vital à l'âge de 5 ans. Pour mesurer d'éventuels effets non linéaires et notamment celui de n'avoir eu aucun garçon ou aucune fille survivant à l'âge de 5 ans, des variables discrètes ont été introduites dans la seconde série de modèles (aucun, de 0 à 3 filles/garçons, 4 filles/garçons ou plus). Dans chacune des séries, le premier modèle ne tient compte que des variables nombre de naissances vivantes et nombre de garçons et de filles survivants à l'âge de 5 ans, dans le deuxième, on y introduit l'âge au premier accouchement, et dans le troisième l'âge au dernier accouchement.

Résultats

Sur les 27 années de suivi, 1574 femmes âgées entre 50 et 70 ans ont été observées à Bandafassi, 1288 à Mlomp et 4559 à Niakhar. Dans ce dernier site, la fécondité passée n'est connue que pour la moitié des femmes. Pour les autres qui n'ont pas été suivies depuis le début de leur vie féconde, les histoires génésiques des femmes à leur entrée n'ont pas été collectées. Au final, sur ce site, seules 2295 femmes sont prises en compte dans cette analyse. De ce fait, il est difficile de distinguer les femmes n'ayant vécu aucune grossesse de celles pour lesquelles l'information n'a pas été collectée. C'est la raison pour laquelle il n'est pas possible d'estimer correctement la proportion de femmes n'ayant eu aucune naissance vivante à Niakhar, proportion qui atteint respectivement 7 % et 6 % à Bandafassi et à Mlomp (Tableau 2).

Nous l'avons vu, la différence observée dans la fécondité actuelle entre les sites est liée à une baisse importante de la fécondité à Mlomp mais les femmes des générations ayant terminé leur vie reproductive ont connu un niveau de fécondité aussi élevé que celles vivant dans les deux autres sites. Les femmes étudiées ici ont eu en moyenne 5,9 naissances vivantes à Bandafassi, 7,0 à Mlomp et 7,3 à Niakhar. Parmi ces naissances vivantes, respectivement 1,7, 1,6 et 1,2 enfants en moyenne sont décédés avant l'âge de 5 ans. Parmi les survivants à 5 ans, les enfants se répartissent équitablement entre garçons et filles. L'âge médian au premier accouchement est d'environ 20 ans à Bandafassi et à Niakhar et plus tardif à Mlomp (23 ans). L'âge médian au dernier accouchement est plus jeune à Bandafassi⁶, environ 38 ans. Il atteint 40 ans à Mlomp et 41 ans à Niakhar (Tableau 2).

Tableau 2. Caractéristiques des femmes de 50-70 ans observées sur la période 1985-2011, de leur fécondité passée et de leur mortalité

	Bandafassi	Mlomp	Niakhar
Nombre de femmes	1 574	1 288	2 295
% de femmes sans naissance vivante	7 %	6 %	nd*
Nombre moyen de naissances vivantes	5,9	7,0	7,3
Nombre moyen de garçons survivants à 5 ans	2,1	2,7	3,1
Nombre moyen de filles survivantes à 5 ans	2,1	2,7	3,0
Nombre moyen d'enfants décédés avant 5 ans	1,7	1,6	1,2
Age médian au premier accouchement (en années)	19,8	22,8	20,1
Age médian au dernier accouchement (en années)	38,2	39,9	41,2
${}_{20}q_{50}$ (en ‰)	353	226	234
Nombre de décès observés	299	156	175

Source : SSD de Bandafassi, Mlomp et Niakhar. * non disponible (voir texte)

⁶ Pour Bandafassi, une étude démographique avait abouti à des résultats similaires, notamment la différence de calendrier, plus étendu et tardif à Niakhar (Pison et Desgrées du Loû, 1993).

Les femmes prises en compte dans cette étude ont une probabilité de décéder entre 50 et 70 ans qui s'élève à 353‰ à Bandafassi, 226‰ à Mlomp et 234‰ à Niakhar (Tableau 2).

D'après la première série de modèles, on voit qu'en termes d'effet de la fécondité passée sur la mortalité des femmes de 50-70 ans, Bandafassi se démarque nettement de Mlomp et de Niakhar (Tableau 3). Dans ces deux derniers sites, on trouve des résultats similaires : le risque de mourir baisse avec le nombre de naissances vivantes, un âge plus tardif au premier accouchement, et au dernier accouchement. L'effet de l'âge au premier accouchement reste toutefois moindre à Mlomp ($p < 10\%$). À Bandafassi, seul l'âge au premier accouchement est significatif et dans un sens inverse : plus il est tardif et plus la mortalité des femmes est élevée.

Si l'on ne tient compte parmi les naissances vivantes que des enfants ayant survécu à 5 ans, on observe une nette distinction entre l'effet d'avoir des garçons et celui d'avoir des filles (Tableau 4). Alors qu'à Bandafassi, le nombre total de naissances vivantes n'avait aucun effet sur la mortalité des femmes de plus de 50 ans, le fait d'avoir au moins 4 garçons ayant survécu au-delà de l'âge de 5 ans diminue leur risque de mourir. Dans une moindre mesure, ce risque est également plus faible pour les femmes ayant eu entre 1 et 3 garçons par rapport à celles n'ayant eu aucun garçon survivant à 5 ans ($p < 10\%$, dans le 3^e modèle). Il existe également une corrélation avec le nombre de filles survivantes à l'âge de 5 ans allant dans le même sens, mais elle n'est pas significative. On observe ce même résultat à Niakhar où les femmes ayant eu entre 1 et 3 garçons toujours vivants à 5 ans ont une mortalité réduite d'un tiers par rapport à celles qui n'en ont eu aucun. Et cette réduction est de moitié pour les femmes ayant eu au moins 4 garçons survivants à 5 ans. Cet effet perdure même si l'on tient compte de l'âge au premier ou de l'âge au dernier accouchement. Les habitantes de Mlomp sont les seules pour lesquelles on observe un effet protecteur significatif d'avoir eu de nombreuses filles, même s'il est moindre que pour les garçons parce qu'il ne joue que pour les femmes ayant eu au moins 4 filles survivant à 5 ans, et il ne perdure pas une fois que l'on tient compte de l'âge au dernier accouchement (alors que pour les garçons, un effet à $p < 10\%$ subsiste).

Tableau 3. Mortalité différentielle des femmes de 50-70 ans observées sur la période 1985-2011, selon le nombre de naissances vivantes

Rapport du risque instantané	Bandafassi				Mlomp			Niakhar	
Nombre de naissances vivantes	0,97 (0,94-1,01)	0,99 (0,94-1,04)	0,99 (0,94-1,04)	0,88*** (0,84-0,93)	0,87*** (0,82-0,93)	0,98 (0,90-1,06)	0,92*** (0,89-0,96)	0,87*** (0,82-0,92)	0,96* (0,92-1,01)
Age au premier accouchement		1,03** (1,01-1,05)			0,96* (0,92-1,0)			0,96*** (0,94-0,99)	
Age au dernier accouchement			0,99 (0,98-1,01)			0,94*** (0,91-0,97)			0,95*** (0,93-0,97)
(Prob > chi2)	0,152	0,032	0,514	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test de spécification du modèle	56 %	41 %	20 %	89 %	25 %	32 %	33 %	51 %	61 %

Tableau 4. Mortalité différentielle des femmes de 50-70 ans observées sur la période 1985-2011, selon les enfants survivants à 5 ans et leur sexe

Rapport du risque instantané	Bandafassi			Mlomp			Niakhar		
Nombre de garçons survivants à 5 ans									
Aucun (réf.)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
De 1 à 3	0,79 (0,59-1,06)	0,79 (0,53-1,16)	0,76* (0,55-1,05)	0,54*** (0,34-0,85)	0,42*** (0,25-0,69)	0,63* (0,37-1,09)	0,63* (0,39-1,00)	0,51** (0,3-0,86)	0,69 (0,42-1,15)
4 ou plus	0,66** (0,44-0,98)	0,54** (0,3-0,96)	0,65* (0,42-1,00)	0,42*** (0,25-0,72)	0,36*** (0,2-0,63)	0,62 (0,33-1,18)	0,47*** (0,28-0,78)	0,32*** (0,18-0,58)	0,53** (0,31-0,92)
Nombre de filles survivantes à 5 ans									
Aucun (réf.)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
De 1 à 3	0,87 (0,65-1,16)	0,77 (0,53-1,12)	0,78 (0,56-1,08)	0,69 (0,43-1,1)	0,64 (0,37-1,1)	0,91 (0,52-1,61)	0,77 (0,49-1,23)	0,72 (0,43-1,2)	1,02 (0,61-1,7)
4 ou plus	0,77 (0,51-1,16)	0,69 (0,4-1,2)	0,72 (0,46-1,11)	0,52** (0,30-0,88)	0,47** (0,26-0,86)	0,84 (0,43-1,64)	0,80 (0,48-1,34)	0,66 (0,37-1,16)	1,08 (0,61-1,9)
Age au premier accouchement	1,01 (0,99-1,03)			0,97 (0,93-1,01)			0,97*** (0,94-0,99)		
Age au dernier accouchement	1,00 (0,98-1,01)			0,95*** (0,92-0,97)			0,95*** (0,93-0,97)		
(Prob > chi2)	0,050	0,016	0,113	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
Test de spécification du modèle	81 %	87 %	94 %	93 %	94 %	94 %	27 %	45 %	46 %

*** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,10

Source : SSD de Bandafassi, Mlomp et Niakhar

Discussion

Dans les trois zones rurales du Sénégal étudiées ici, on trouve des effets différents du nombre de naissances vivantes des femmes sur leur mortalité entre 50 et 70 ans. Dans l'un des trois sites, cet effet est nul et pour les deux autres, plus le nombre de naissances augmente, plus la mortalité diminue. Contrairement à d'autres études, le fait d'avoir eu beaucoup d'enfants ne semble donc pas préjudiciable pour les femmes après la vie reproductive, du moins pour les risques de décéder. On peut penser que dans ces contextes, il existe un effet de sélection des femmes dans leur capacité à avoir des enfants, mais qu'il existe surtout un effet social. C'est en tout cas ce qu'il ressort de l'analyse genrée de la descendance, où le fait d'avoir des filles n'a pas ou peu d'impact sur la mortalité tandis que le fait d'avoir des garçons

diminue dans les trois sites la mortalité des femmes au-delà de 50 ans. Dans un système virilocal comme ceux en place dans ces zones rurales, les femmes quittent leur famille d'origine pour vivre avec la famille de leur mari après le mariage. Ainsi, les fils adultes sont supposés rester avec leurs parents quand ils vieillissent. Avoir des fils serait donc plus bénéfique pour les femmes plus âgées. Ces résultats ouvrent des pistes de recherche intéressantes sur la question de la prise en charge des personnes âgées.

Parallèlement, les effets de l'âge au premier accouchement et de celui au dernier accouchement ne sont pas identiques d'un site à l'autre. Une fois que l'on tient compte des effets de la descendance (selon le sexe et le statut vital à 5 ans), l'âge au premier accouchement n'a un effet significatif que dans un des trois sites (plus l'âge augmente et plus la mortalité diminue) et l'âge au dernier accouchement n'a un effet significatif que dans deux des trois sites (plus tardive est la dernière naissance, plus faibles sont les risques de décéder). L'âge au dernier accouchement semble être un facteur relativement déterminant pour la mortalité des femmes après 50 ans pour les deux sites où cette variable joue, soit par un effet de sélection, soit parce qu'à 50 ans, ces femmes ont des enfants encore relativement jeunes et une proximité plus importante avec les services de santé. Cependant, dans la mesure où ces effets ne sont pas similaires dans les trois sites, il est difficile d'aller plus loin dans l'interprétation de ces résultats.

Cette étude présente différentes limites. La première limite est la fiabilité des données démographiques utilisées, déjà discutée dans la partie présentant les sources. Pour réduire les problèmes liés à la mesure de la mortalité, nous n'avons pas étudié la mortalité des personnes les plus âgées en restreignant l'étude à la mortalité des 50-70 ans. Cette analyse ne permet donc pas d'étudier les possibles effets à très long et notamment la longévité de l'histoire génésique. Par ailleurs, et grâce à un suivi de longue date, une grande partie des informations liées à l'histoire génésique des femmes sont de bonne qualité. On recense toutefois une naissance vivante de moins en moyenne à Bandafassi que dans les deux autres sites. Dans cette zone, la fécondité avait déjà été notée plus basse qu'ailleurs en zone rurale, notamment en raison d'un niveau de fécondité plus faible au-delà de trente ans (Pison et Desgrées du Loû, 1993). Si une sous-estimation existe, celle-ci concerne surtout les enfants décédés en bas âge, moins bien déclarés, et ne joue donc pas sur le nombre d'enfants survivants à 5 ans. Dans le cas de Niakhar, l'information n'était pas connue pour la moitié des femmes de la tranche d'âges concernée sur la période 1985-2011. Toutefois, notre objectif ici n'est pas de mesurer la descendance finale de l'ensemble des femmes de plus de 50 ans dans ces zones rurales mais de mettre en évidence des différences de mortalité selon le sexe des enfants qu'elles ont eues. Le nombre moyen de garçons et de filles encore vivants à l'âge de 5 ans est très équivalent dans chacun des sites, ce qui montre qu'il n'existe pas de différence genrée dans l'enregistrement des naissances passées.

Par ailleurs, lorsque l'on s'intéresse à la mortalité différentielle parmi les adultes, de nombreux déterminants socioéconomiques ont été identifiés : la situation matrimoniale, la religion, les catégories sociales, le niveau d'instruction, les conditions d'habitat, les conditions de vie durant l'enfance, etc. (Vallin et Nizard, 1977 ; Feachem *et al.*, 1992 ; Rahman, 1993 ; Timæus, 1996 ; Wunsch *et al.*, 1996 ; Lillard et Panis, 1996 ; Duchêne et Thiltgès, 1997 ; Vallin *et al.*, 2002). Il n'a pas été possible de tenir compte de la situation matrimoniale, non disponible sur l'ensemble de la période pour le site de Niakhar, mais une étude restreinte à Mlomp et Bandafassi a bien montré une surmortalité significative des femmes veuves (Duthé *et al.* 2007). Enfin, on suppose dans cette étude que les habitants des trois sites ont des conditions socioéconomiques relativement homogènes, mais les habitants de Bandafassi présentent une diversité ethnique plus importante (Pison, 1982). Nous n'avons pas introduit la variable ethnie dans l'analyse pour ne pas capter par ce biais des effets socioéconomiques qui ne le sont pas pour les autres sites.

Bien qu'il existe des effets physiologiques différenciés selon le nombre et le sexe de l'enfant à naître, cette étude plaide en faveur de modèles locaux liés à des effets sociaux relativement forts et persistants dans le temps. Une analyse tenant compte de la composition des ménages au moment du suivi permettrait de conforter les résultats de cette première étude. Elle permettrait notamment de mieux appréhender la présence d'enfants encore vivants au moment de l'observation de la mère devenue âgée. Une analyse des causes de décès, en incluant d'autres sites de suivi démographiques, pourrait également contribuer à expliquer les différences de mortalité des femmes selon leur descendance.

Bibliographie

- Chippaux J.-P. 2001. La zone d'étude de Niakhar au Sénégal, *Médecine tropicale*, 61(2), p. 131-135.
- Cox D., Oakes D. 1984. *Analysis of Survival Data*. London, Weinheim, New-York : Chapman and Hall, 202 p.
- d'Elio M.A., Ness R.B., Matthews K.A., Kuller L.H. 1997. Are Life Stress and Social Support Related to Parity in Women? *Behavioral Medicine*, 23(2) p. 87-94.
- Delaunay V., Douillot L., Diallo A., Diona D., Trape J.F., Medianikov O., Raoult D., Sokhna C. 2013. Profile: The Niakhar Health & Demographic Surveillance System, *International Journal of Epidemiology* 42 (4): 1002-1011.
- Diop O., Pison G., Diouf I., Enel C., Lagarde E. 2000. Incidence of HIV-1 and HIV-2 infections in a rural community in southern Senegal. *AIDS*, 14 : 10671-2 (letter).
- Duchêne J., Thiltgès E. 1997. Théories et schémas explicatifs de la mortalité des adultes, in *Population et démographie : problèmes et politiques*. Actes du Séminaire international de San Miniato (Pise), 17-19 décembre 1997, vol.2, p. 93-115.
- Duthé G. 2006. La transition sanitaire en milieu rural sénégalais. Évolution de la mortalité à Mlomp depuis 1985 et influence du paludisme chimiorésistant. Thèse de doctorat de démographie, Paris : Muséum national d'histoire naturelle.
- Duthé G., Guyavarch E., Kouévidjin E., Laurent R., Marra A., Arduin P., Pison G. 2007. L'effet à long terme de la vie reproductive sur la mortalité des femmes en milieu rural sénégalais, Conférence africaine de population, UEPA/UAPS, 10-14 décembre, Arusha.
- Duthé G., Pison G., Laurent R. 2010. Situation sanitaire et parcours de soins des personnes âgées en milieu rural africain. Une étude à partir des données du suivi de population de Mlomp (Sénégal), *Autrepart*, 53:167-188. DOI:10.3917/autr.053.0167
- Evenson R.J., Simon R.W. 2005. Clarifying the Relationship Between Parenthood and Depression. *Journal of Health and Social Behavior*, 46(4), p. 341-358.
- Feachem R., Phillips M.A., Bulatao R.A. 1992. Introducing adult health, in Feachem R, Kjellstrom T, Murray CJL, Over M & Phillips MA (éd.) *The Health of Adults in the Developing World*. Washington: the World Bank; New York: Oxford University Press, p. 1-22.
- Grambsch P., Therneau T. 1994. Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals, *Biometrika*, 81, p. 515-526.
- Grundy E., Kravdal Ø. 2008. Reproductive history and mortality in late middle age among Norwegian men and women, *American Journal of Epidemiology*, 167, (3), p. 271-279

- Guyavarch E. 2003. Démographie et santé de la reproduction en Afrique sub-saharienne. Analyse des évolutions en cours. Une étude de cas : l'observatoire de population de Bandafassi (Sénégal). Thèse de doctorat de démographie, Muséum National d'Histoire Naturelle, 349 p. + annexes.
- Guyavarch E., Pison G., Duthé G., Marra A. Chippaux J.-P. 2010. La mortalité violente dans trois régions rurales du Sénégal, *Revue européenne de population/European Journal of Population*, 26(4):483-505.
- Harrell J.C., Smith K.R., Mineau G.P. 2008. Are girls good and boys bad for parental longevity? The effects of sex composition of offspring on parental mortality past age 50, *Human Nature*, 19, p. 56-69.
- Helle S., Lummaa V. 2012. A trade-off between having many sons and shorter maternal post-reproductive survival in pre-industrial Finland, *Biology Letters*, Vol. 9, n° 2, 4 p.
- Hosmer D., Lemeshow Jr. S., May S. 2008. *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data, 2nd Edition*. Wiley, 416 p.
- Hurt L., Ronsmans C., Campbell O.M.R., Saha S., Kenward M., Quigley M. 2004. Long term effects of reproductive history on all-cause mortality among adults in rural Bangladesh, *Studies in Family Planning*, 35(3), p. 189-196.
- Hurt L., Ronsmans C., Thomas S.L. 2006. The effect of number of births on women's mortality: systematic review of the evidence for women who have completed their childbearing, *Population Studies*, 60(1), p. 55-71.
- Jelliffe D.B., Jelliffe E.F.P. 1978. The volume and composition of human milk in poorly nourished communities: A review. *American Journal of Clinical Nutrition*, 31(3), p. 492-515.
- Kanté A.M., Pison G. 2010. La mortalité maternelle en milieu rural sénégalais : l'expérience du nouvel hôpital de Ninéfescha. *Population*, 65(4), p. 753-780.
- Kelsey J., Gammon M.D., John E.M. 1993. Reproductive factors and breast cancer, *Epidemiol. Rev.*, 15, p. 36-47.
- Khlat M., Ronsmans C. 2000. Deaths attributable to childbearing in Matlab, Bangladesh : indirect causes of maternal mortality questioned, *American Journal of Epidemiology*, 151(3), p. 300-306.
- Kravdal Ø. 1995. Relationship between Childbearing and Cancer Incidence due to Biology or Lifestyle? Examples of the Importance of Using Data on Men, *International Journal of Epidemiology*, 24(3), p. 477-484.
- Lagarde E., Guyavarch E., Piau J.P., Gueye-Ndiaye A., Seck K., Enel C., Pison G., Ndoye I., Mboup S., MECORA group. 2003. Treponemal infection rates, risk factors and pregnancy outcome in a rural area of Senegal. *Int J STD AIDS*, 14(3), p. 208-15.
- Lawlor D.A., Emberson J.R., Ebrahim S. *et al.* 2003. Is the Association Between Parity and Coronary Heart Diseases Due to Biological Effects of Pregnancy or Adverse Lifestyle Risk Factors Associated with Childbearing? *Circulation*, 107, p. 1260-1264.
- Lillard L., Panis C. 1996. Marital Status and Mortality: The Role of Health, *Demography*, 33(3), p. 313-327.
- Menken J., Duffy L., Kuhn R. 2003. Childbearing and Women's Survival: New Evidence from Rural Bangladesh, *Population and Development Review*, 29(3), p. 405.
- Ndiaye S., Ayad M. (dir.). 2006. *Sénégal. Enquête Démographique et de Santé 2005*. Dakar : Senegal ; Calverton : ORC Macro, 467 p.
- Ness R., Schotland H.M., Flegal K.M., Shofer F.S. 1994. Reproductive history and coronary heart disease risk in women, *Epidemiol. Rev.*, 16(2), p. 298-314.
- Pison G. 1982. Sous-enregistrement, sexe et âge : exemple d'une mesure directe dans une enquête africaine. *Population*, 3, p. 648-654.
- Pison G, Desgrées du Loû A. 1993. Bandafassi (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques 1971-1991. Dossier et recherches n° 40 ; Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, 40 p.

- Pison G., Trape J.F., Lefebvre M., Enel C. 1993. Rapid decline in child mortality in a rural area of Senegal, *International Journal of Epidemiology*, 22(1), p. 72-80.
- Pison G., Douillot L., Kanté A.M., Ndiaye O., N Diouf P., Senghor P., Sokhna C., Delaunay V. 2014. Health & Demographic Surveillance System Profile: Bandafassi Health and Demographic Surveillance System (Bandafassi HDSS), Senegal. *International Journal of Epidemiology*, online, 10 p.
- Pison G., Kodio B., Guyavarch E., Etard J.F. 2000. La mortalité maternelle en milieu rural au Sénégal, *Population*, 6, p. 1003-1018.
- Pison G., Enel C., Gabadinho A. et al. 2001. Migrations saisonnières, sexualité et fécondité. Une étude de cas dans la zone rurale de Mlomp, au Sénégal, Colloque *Genre, population et développement en Afrique*, ENSEA/IFORD/INED/UEPA, 16-21 juillet, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- Pison G., Wade A., Gabadinho A., Enel C. 2002. Mlomp DSS, Senegal, in *Indepth network. Population and Health in Developing Countries (Volume 1)*. Ottawa: International development research centre, pp. 271-278.
- Rahman O. 1993. Excess mortality for the unmarried in rural Bangladesh, *International Journal of Epidemiology*, 22, p. 445-456.
- Rahman O. 2000. The impact of co-resident spouses and sons on elderly mortality in rural Bangladesh, *Journal of Biosociological Science*, 32, p. 89-98.
- Ronsmans C., Khlat M., Kodio B., Ba M., De Bernis L., Etard J.F. 2001. Evidence for a 'healthy pregnant women' in Niakhar, Senegal?, *International Journal of Epidemiology*, 30, p. 467-473.
- Rutstein S. 2000. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s, *Bulletin of the WHO*, 78(10), p. 1256-1270.
- Smith K.R., Mineau G., Bean L.L. 2002. Fertility and post-reproductive longevity, *Social Biology*, 49(3-4), p. 185-205.
- Timæus I. 1996. La mortalité adulte, in Foote K et al. (éd.) *Changements démographiques en Afrique subsaharienne*. Paris : Ined/Puf (Travaux et Documents, Cahier n° 135), p. 217-254.
- UNICEF et al. 2002. *Facts for Life (3rd edition)*. New York: Unicef, 177 p.
- Vallin J., Nizard A. 1977. La mortalité selon l'état matrimonial : mariage sélection ou mariage protection ?, *Population*, 32 (sup.), p. 95-125.
- Vallin J., Caselli G., Surault P. 2002. Comportements, styles de vie et facteurs socioculturels de la mortalité, in Caselli G et al. (dir.) *Démographie : analyse et synthèse. Volume III – Les déterminants de la mortalité*. Paris : Ined, p. 255-305.
- Winkvist A., Rasmussen K.M., Habicht J.P. 1992. A new definition of maternal depletion syndrome, *American Journal of Public Health*, 82(5), p. 691-694.
- Wolf D. 1994. The elderly and their kin: patterns of availability and access, in Martin Linda G. and Preston Samuel H. (eds.) *Demography of aging*. Washington, D.C.: National Academy Press, p. 146-194.
- Wunsch G., Duchêne J., Thiltgès E., Salhi M. 1996. Socio-economic differences in mortality. A life course approach, *European Journal of Population/Revue européenne de démographie*, 12(2), p. 167-185.